A.R. Sen

Étude de quelques techniques importantes d'échantillonnage de la faune

Environment Canada Environnement Canada

0021988F DEST PWM EXCH COPY 03
SK 471 C3314
VOL ISS 49
SERVICE CANADIEN DE LA FAUNE. PUBLI
CATION HORS-SERIE

Publication hors-série
Numéro 49
Service canadien de la faune

Environnement Canada
Service canadien de la faune

Environment Canada
Canadian Wildlife Service

A.R. Sen*

Étude de quelques techniques importantes d'échantillonnage de la faune

Publication hors-série
Numéro 49
Service canadien de la faune

Also available in English

*Auparavant à l'emploi du SCF, Ottawa. Maintenant professeur invité au département des sciences mathématiques, Northern Illinois University, DeKalb, Illinois.

Publié avec l'autorisation du
Ministre de l'Environnement
Service canadien de la faune

© Ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1983
N° de catalogue CW69-1/49F
ISBN-0-662-91790-1
ISSN-0576-6370

Conception graphique : Rolf Harder & Assoc.

Table des matières

3	Remerciements
4	**Résumé**
4	**Introduction**
5	**Techniques d'échantillonnage de la faune**
5	1. Quadrats
6	2. Transects en bandes
6	3. Échantillonnage linéaire et transects linéaires
8	4. Capture–recapture
10	5. Changement de rapport
11	6. Effort de capture
12	7. Indices
13	**Bibliographie**

Liste des figures

7	Figure 1. Technique d'échantillonnage linéaire de la faune
7	Figure 2. Échantillonnage de la faune par la technique du transect linéaire

Remerciements

Je remercie G.A.F. Seber, Auckland University; G.M. Jolly, University of Edinburgh; A. Geis, US Fish and Wildlife Service; H. Boyd et G.E.J. Smith, Service canadien de la faune, et les membres du comité de lecture pour l'aide qu'ils m'ont apportée.

Résumé

Le présent rapport fait état de quelques-unes des techniques importantes d'estimation des populations ou des densités d'animaux. Ces techniques sont basées sur *i*) le comptage direct des individus, comme dans les techniques des quadrats, des transects en bandes, des transects linéaires et de l'échantillonnage linéaire, et *ii*) sur des comptages indirects et des indices, comme dans les techniques de capture–marquage–recapture, du changement de ratio et de l'effort de capture, le comptage des traces, des cris, des apparitions au bord du chemin et des tas d'excréments.

Introduction

Une partie du travail des agents de la faune consiste à estimer la population ou la densité d'une espèce dans une région donnée et à en surveiller les variations. Ils doivent connaître la population absolue de chaque espèce afin de recenser le gibier, dresser une liste des effets de divers schémas d'aménagement, réglementer les prises des chasseurs et étudier les relations entre les différentes espèces à l'intérieur de la communauté. Il est plus difficile de recenser les animaux que les végétaux car les animaux se cachent souvent ou ils se déplacent si vite qu'il est facile de compter plusieurs fois le même individu ou au contraire de l'oublier. Le présent rapport examine les techniques d'échantillonnage couramment utilisées pour rassembler les données nécessaires à une bonne gestion. Il traite principalement de l'estimation des valeurs totales et des rapports de population.

Canards pieges pour des etudes de capture–marquage–recapture
Photo: S. Wendt

Techniques d'échantillonnage de la faune

Les techniques d'évaluation du nombre d'animaux ou des densités des populations sont essentiellement de deux types : celles basées sur le comptage direct des individus et celles basées sur des comptages indirects et des indices.

En général, lorsqu'on évalue une population, il est indispensable de choisir une méthode adaptée à l'espèce étudiée, au moment et à l'endroit choisis, et au but poursuivi. Il faut définir avec soin la population étudiée afin de bien comprendre la relation entre l'élément recensé et la population totale. Une bonne planification est essentielle si l'on veut que la méthode d'échantillonnage choisie soit applicable dans les limites imposées par le temps et les ressources, et qu'elle fournisse des estimations suffisamment précises pour être utilisables par les gestionnaires.

La documentation relative aux techniques d'échantillonnage fournit beaucoup de renseignements sur les estimations et leurs erreurs, et je limiterai ici ma présentation aux méthodes applicables particulièrement à la faune. Dans un autre article, j'examinerai les erreurs de mesure (qui sont moins connues mais qui jouent un rôle important) et, si possible, j'indiquerai les méthodes pour les corriger. Ce qui suit est un résumé de quelques-unes des techniques importantes de recensement des animaux et des erreurs d'échantillonnage qui leur sont associées. Ces techniques sont basées sur le comptage direct (quadrats, transects en bandes et transects linéaires), le comptage indirect (capture–marquage–recapture, changement dans le rapport, effort de capture), et le comptage des indices numériquement liés à l'animal comme les cris, les apparitions en bordure de la route et les tas d'excréments. Les indices ou les rapports ne fournissent pas des évaluations absolues des populations, mais ils indiquent cependant les tendances d'une année à l'autre et d'un habitat à un autre.

1. Quadrats

On utilise habituellement les quadrats pour échantillonner des populations pour lesquelles on ne dispose pas de cadre. C'est la technique qui convient le mieux pour le gros gibier. On l'utilise souvent, mais pas exclusivement, dans l'étude de la distribution spatiale d'une population. Généralement, les quadrats sont petits et uniformément répartis sur la petite surface à étudier. On délimite souvent les quadrats de telle sorte que la population qu'ils renferment soit aussi homogène que possible. On choisit au hasard un nombre déterminé de quadrats et l'on compte les individus à l'intérieur de chacun.

La taille et la forme des quadrats dépendent de l'habitat, de l'abondance et de la mobilité des espèces. Lorsqu'une population est répartie au hasard, la taille du quadrat n'influe pas sur la variance puisque la variance d'une série de Poisson est égale à sa moyenne. On choisira donc un quadrat suffisamment grand pour que la répartition soit aussi aléatoire que possible. Le nombre (s) de quadrats est alors donné (Seber, 1973) par :

$$s = \frac{S}{1 + NC^2} \qquad [1]$$

où S est le nombre total de quadrats, N est la taille de la population recensée et C est le coefficient de variation de $\hat{N}$. Lorsque N est petit, l'obtention d'estimations raisonnablement précises nécessite l'échantillonnage d'un grand nombre de quadrats.

Les animaux comme les petits mammifères ont souvent tendance à se rassembler dans des abris, de telle sorte que la répartition de la population n'est pas aléatoire. En particulier, si la répartition est un binôme négatif, avec des paramètres P et K, le nombre de quadrats (s_f) est donné par :

$$s_f = \frac{1}{C^2}\left(\frac{S}{N} + \frac{1}{K}\right) \qquad [2]$$

où $K > 0$.

Il est évident que $s_f > s$, et pour évaluer N avec la même précision, il faut un plus grand nombre de quadrats de la même taille et de la même forme que s'il s'agissait d'une répartition aléatoire.

Lorsqu'on choisit la taille des quadrats, il faut tenir compte des effets de périmètre. Dans les petits quadrats, le rapport du périmètre à la superficie augmente de telle sorte que le risque d'erreur par unité de surface est plus grand lorsqu'on décide si un animal au bord du quadrat est à l'intérieur ou à l'extérieur de la limite. Cependant, cette erreur, qui est généralement positive, peut ne pas être trop importante s'il s'agit d'un recensement aérien de gros gibier car on a plutôt tendance, dans ce cas, à sous-estimer le nombre d'animaux à cause d'autres distorsions visuelles.

Lorsqu'on sait que la densité de la population varie suivant les endroits, il est recommandé de choisir soit de très petits quadrats, soit de grands quadrats (Greigh-Smith, 1964). Dans ce cas également, l'échantillonnage stratifié est plus efficace que le simple échantillonnage au hasard. Pour évaluer les populations d'éléphants dans la région de Mkomazi, dans l'est africain, Watson *et al.* (1969) ont divisé la zone étudiée en sections de forte et de faible densité après une reconnaissance aérienne de toute la région. La variance change souvent beaucoup entre les différentes strates, comme on peut le noter avec les espèces grégaires (les strates de grande densité ont généralement une plus grande va-

riance que celles de densité moindre). Dans ce cas, une allocation maximale basée sur des estimations de la variance donnera généralement des résultats plus précis qu'une allocation proportionnelle à la taille des strates. Siniff et Skoog (1964) ont utilisé une méthode d'échantillonnage stratifié avec allocation maximale de l'effort d'échantillonnage lors du dénombrement aérien du caribou de l'Alaska, ce qui a permis de réduire la variance de plus de la moitié par rapport au simple échantillonnage au hasard. Une autre démarche consiste à procéder à un sous-échantillonnage d'un ensemble de bandes ou à choisir un ou plusieurs ensembles systématiques de bandes, méthode généralement plus simple et plus rapide. Lorsqu'il est difficile ou trop long de compter tous les animaux dans tous les quadrats, on peut procéder à un recensement en deux étapes en utilisant des méthodes de rapport ou de régression. Supposons que nous voulons évaluer le nombre de castors dans une section de forêt. Déterminer le nombre de castors résidant dans un quadrat peut nécessiter une observation prolongée. Par contre, il est très facile de compter le nombre de huttes par quadrat et l'on peut estimer le nombre de huttes dans la section de forêt à partir d'un échantillon préliminaire de quadrats. De plus, le nombre moyen de castors par hutte peut être estimé par un deuxième échantillonnage ou un sous-échantillonage des quadrats. Une combinaison des deux estimations permet d'obtenir le nombre de castors dans la section de forêt.

Cook et Martin (1974) et Cook et Jacobson (1979) ont apporté des améliorations à la technique des quadrats appliquée au recensement aérien en mettant au point des modèles d'estimation de la visibilité.

2. Transects en bandes

Les transects en bandes peuvent être utilisés pour échantillonner de grandes surfaces, lorsqu'il n'existe pas de cadre de population. On compte tous les animaux (on suppose que la probabilité de les voir est connue et la même pour tous) sur une bande de largeur constante. Lorsque les sujets recensés sont assez nombreux et facilement visibles, le transect peut consister en un quadrat ou un secteur long et étroit. Des lignes parallèles distantes d'une largeur de bande déterminent la population des bandes. Un échantillon de bandes est composé de bandes choisies au hasard parmi la population des bandes. La plupart des recensements de mammifères marins ont été faits à partir de transects en bandes. On scrute une bande de largeur donnée, depuis un avion ou un bateau, et seuls les animaux observés à l'intérieur de la bande sont comptés. L'estimation du total est donnée par $\hat{N} = n/\hat{p}$ où n représente le nombre de mammifères observés dans la bande et $\hat{p}$ la probabilité moyenne de voir un mammifère s'il lui arrive de se trouver dans la bande. McLaren (1961:164) a donné la probabilité d'observer un animal en n'importe quel point comme étant $p = (t + s)/(s + u)$ où s est le temps que l'animal passe en surface, u le temps passé sous l'eau et t le temps pendant lequel un observateur peut voir un animal immergé. Eberhardt (1978) donne une dérivée de la probabilité. Cette probabilité a deux composantes, l'une étant la probabilité $[s/(s+u)]$ qu'un animal soit à la surface quand il arrive dans le champ de vision, et l'autre étant la probabilité $[t/(s+u)]$ qu'un animal immergé soit visible dans le champ de vision. McLaren déduit de $\hat{p}$ une probabilité moyenne de voir un animal en supposant que tous les angles de vision sont également possibles. Eberhardt *et al.* (1979) soulignent quelques-unes des difficultés inhérentes à cette méthode et à d'autres techniques de recensement des mammifères marins.

Lorsque les surfaces ont une forme irrégulière, le choix des transects peut se faire au hasard ou il peut être basé sur le principe de la probabilité proportionnelle à la taille (PPT). Un observateur marche le long de la bande et enregistre le nombre d'animaux (ou d'oiseaux) qu'il voit. On suppose que tous les animaux sont comptés. Cette technique sera plus efficace si les lignes sont parallèles à la direction du plus grand changement écologique. On peut choisir des bandes de longueurs différentes en prenant au hasard des paires de coordonnées. Jolly (1969) a adopté le principe de PPT avec remplacement de telle sorte que, lorsqu'il arrivait qu'une bande contenait n (plus d'un) points, elle était comptée n fois dans l'estimation, bien qu'elle ait été levée seulement une fois. Les transects plus longs ont donc une pondération plus élevée que les plus courts dans l'estimation de la population totale. Jolly étudiait principalement des situations dans lesquelles les fractions d'échantillonnage étaient égales ou inférieures à 5%.

Un certain nombre de recensements aériens de la faune se font par la méthode des bandes plutôt que par celle des quadrats car elle est ordinairement plus facile à appliquer et les risques de compter deux fois ou d'oublier des animaux, à cause *a*) des accidents de terrain ou *b*) du mouvement des animaux, sont moins grands. Le travail sur le terrain est généralement plus efficace et plus facile à organiser, une fois que l'on a défini une ligne de base à travers la surface.

3. Échantillonnage linéaire et transects linéaires

L'échantillonnage linéaire et le transect linéaire sont deux techniques de recensement qui ne dépendent pas de l'existence d'un cadre naturel. La méthode d'échantillonnage linéaire, qui s'avère pratique pour le recensement d'objets inanimés de tailles variables (buissons ou tanières d'animaux), consiste à choisir au hasard un transect de longueur L (fig. 1) sur une surface (disons $L \times W$) et à mesurer la longueur du transect intersectée par chaque sujet afin d'évaluer la population totale sur la surface donnée. Dans cette méthode, la probabilité qu'un sujet soit recensé est proportionnelle à une mesure de longueur du sujet et la technique consiste à représenter sur une carte chaque sujet par une «aiguille» (par ex., sur la figure 1 : W_1, W_2, W_3). L'échantillon comprend alors tous les objets dont les aiguilles coupent le transect linéaire. Si W_i est la largeur d'un buisson parallèle à la ligne de base W coupant un transect linéaire choisi au hasard, et si m est le nombre total d'éléments, c'est-à-dire le nombre de buissons ou de tanières, coupant n transects linéaires choisis au hasard, des estimations non biaisées de la population totale et de sa variance sont données par :

$$\hat{N}_l = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{m} \frac{1}{p_i} \qquad [3]$$

$$v(\hat{N}_l) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{m} \frac{(1-p_i)}{p_i^2} \qquad [4]$$

où $p_i = W_i/W$. DeVries (1979*a*) donne une bonne description de la méthode et présente la marche à suivre pour un sous-échantillonnage linéaire dans le cas où la population est dense et où un certain nombre d'éléments coupent les lignes d'échantillonnage. Seber (1979) note que la formule [3] ne suppose pas nécessairement une distribution aléatoire des éléments mais qu'une telle distribution est nécessaire pour que l'on puisse déduire [4]. Lorsque les distributions ne sont pas aléatoires, il vaut mieux évaluer la variance à partir de

Figure 1
Méthode d' hantillonnage linéaire de la faune

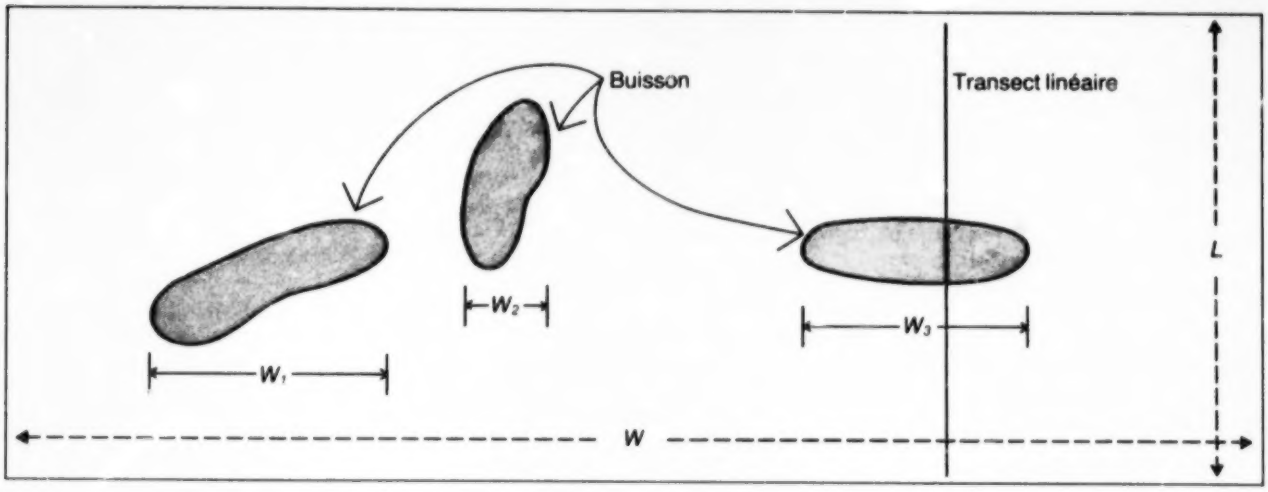
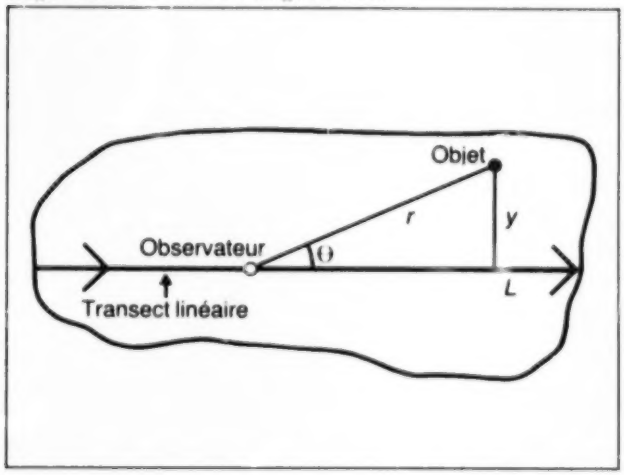


Figure 2
Echantillonnage par la méthode du transect linéaire. La flèche indique la progression de l'observateur le long du transect



sous-échantillonnages répétés (Sen *et al.*, 1978). La méthode d'échantillonnage linéaire a été analysée par McIntyre (1953), Warren et Olsen (1964), Wagner (1968), DeVries (1973, 1974, 1979*a*, 1979*b*), Eberhardt (1978), Seber (1979) et par d'autres. Cette méthode est un cas particulier des méthodes d'échantillonnage avec biais dans la longueur (Cox, 1962, 1969) ou dans la taille (Schaeffer, 1973), dans lesquelles la probabilité de compter un élément donné d'une population est proportionnelle à une certaine dimension de l'élément.

La méthode du transect linéaire est généralement utilisée pour recenser les gros mammifères ou les oiseaux dans une région donnée. Lorsque les sujets sont rares et/ou difficiles à voir, l'emploi d'une largeur constante comme dans la méthode des transects en bandes serait non seulement biaisé en ce sens que, dans certains transects, tous les sujets ne sont pas nécessairement dénombrables, mais aussi non rentable car il faudrait un grand nombre de transects pour obtenir des valeurs raisonnablement sûres. Dans ce cas, il est préférable d'adopter la technique du transect linéaire qui consiste à utiliser les données sur tous les sujets vus de chaque côté de la ligne pour évaluer la «largeur efficace» W de la bande couverte par un observateur qui se déplace le long de la ligne. Les différentes formules proposées pour évaluer la population totale sont de la forme $N = AD$ où D, la densité de la population, est donnée par :

$$\hat{D} = \frac{n}{L}\left(\frac{\hat{1}}{W}\right).$$

Anderson et Pospahala (1970) proposent une méthode de transect linéaire pour évaluer la «largeur efficace» en raison de la difficulté de voir tous les nids de canard dans la bande. Burnham et Anderson (1976) proposent d'utiliser une estimation de la fréquence des observations faites directement sur la ligne de transect.

Lors d'un recensement par la technique du transect linéaire (fig. 2), un observateur évalue la population N en marchant sur une distance donnée L, dans une section de superficie A, sur des lignes ou transects qui ne se coupent et ne se chevauchent pas, et il enregistre le nombre d'animaux (n) observés, la distance à angle droit (y) entre l'animal au moment où il s'enfuit et la ligne, et la distance radiale (r) entre l'animal et l'observateur.

Pour évaluer la population totale ou la densité, Eberhardt (1968) propose deux modèles fondamentaux : *i*) avec une distance d'alerte constante (Hayne, 1949); *ii*) avec une distance d'alerte variable selon l'hypothèse que la probabilité instantanée de faire fuir l'animal est fonction de la distance entre l'observateur et l'animal. Burnham (1979) a généralisé le modèle de Hayne (1949) en utilisant un modèle elliptique pour la détection des animaux. Gates *et al.* (1968) et Gates (1969) ont établi des modèles basés sur une distance variable pour estimer la population totale et son erreur en prenant comme hypothèse que la distance y entre l'animal et sa projection sur la ligne suit une distribution exponentielle (densité : $\lambda e^{-\lambda y}, y > 0$).

Sen *et al.* (1978) considèrent des estimateurs basés sur la distribution gamma. Si des transects linéaires traversent une surface irrégulière, la longueur d'un transect choisi au hasard sera une variable aléatoire (Seber, 1979). Seber (1973) examine un modèle plus général que celui de Gates et

Eberhardt, et formule sept hypothèses sous-tendant les divers modèles. Il propose aussi des méthodes pour vérifier quelques-unes des hypothèses. Ramsey (1979) note que le principal problème dans l'estimation des densités à partir de modèles paramétriques est l'évaluation de la largeur efficace de la surface recensée par l'observateur. La largeur efficace apparaît comme un paramètre d'échelle dans la distribution des distances de détection. Eberhardt (1978), Gates (1979) et Burnham *et al.* (1980) ont rédigé d'excellentes études sur le sujet. Selon Burnham *et al.* (1980), les hypothèses les plus importantes sont les suivantes : 1) si un sujet se trouve sur le transect, la probabilité qu'il soit vu est égale à 1; 2) lorsqu'il est détecté, chaque animal est vu dans l'exacte position qu'il occupait lorsqu'il a été surpris par l'arrivée de l'observateur et aucun animal n'est compté plus d'une fois; 3) les distances et les angles sont mesurés exactement; et 4) les observations sont indépendantes les unes des autres.

La première hypothèse n'est pas toujours correcte : par exemple, dans les recensements aériens, la probabilité de voir un animal situé sur le transect n'est pas égale à 1. Burnham *et al.* (1980) citent comme exemple les animaux fouisseurs qui contredisent cette hypothèse. Il est nécessaire d'étudier le biais résultant du non-respect de cette hypothèse. L'hypothèse 2 est généralement violée par les animaux sauvages qui ont tendance à éviter l'observateur; ce dernier ne voit donc pas l'animal ou le voit une fois qu'il a commencé à se déplacer et la distance (y) est alors incorrecte. Seber (1973) note que, dans la mesure où les animaux manqués représentent une proportion constante, la valeur estimative est encore valable. Smith (1979) a proposé un modèle d'estimation utilisable lorsque l'hypothèse de l'immobilité des animaux avant la détection est violée.

Pour des évaluations précises de la population, les distances d'alerte doivent être mesurées aussi précisément que possible. En pratique, un estimateur basé sur la distance radiale (Hayne, 1949) serait préférable car l'erreur relative de la mesure de la distance radiale devrait être inférieure à celle de la mesure de la distance entre l'animal et sa projection. L'hypothèse 4 est souvent violée (Sen *et al.*, 1974) en pratique, par exemple par les Gélinottes huppées (*Bonasa umbellus*) qui ont tendance à fuir en paires. Cependant, cela ne modifie pas le caractère non biaisé des estimations, bien que cela tende à faire augmenter leur variance.

Seber (1973) a montré que l'un des principaux problèmes auxquels on se heurte avec la méthode des transects linéaires est le choix du modèle approprié. Les données doivent être enregistrées séparément pour chaque segment de longueur l (L/s) où s est le nombre de transects nécessaires si l'on veut comparer les valeurs estimatives de la moyenne et de la variance (à partir de s échantillons répétés) avec la moyenne et la variance théoriques.

Cox (1969) a mis au point une méthode non paramétrique d'estimation de la densité sans biais et avec biais (avec un écart quadratique moyen inférieur). Burnham et Anderson (1976) décrivent une théorie générale d'estimation non paramétrique de transects linéraires qui consiste à ajuster une courbe régulière aux points moyens d'une distribution de fréquence des distances perpendiculaires et à utiliser ensuite la courbe pour évaluer la densité. Gates et Smith (1980) proposent un algorithme spécifique pour ajuster un polynôme de degré m aux points moyens d'un histogramme de fréquence.

Ramsey et Scott (1979) étudient des méthodes non paramétriques d'estimation des densités de population à partir de transects linéaires, qui utilisent des diagrammes circulaires variables.

La méthode non paramétrique pose certains problèmes spéciaux quant à l'estimation de la variance. L'une des méthodes d'estimation de la variance de la densité ou du total de la population consiste à utiliser des sous-échantillonnages répétés (Sen *et al.*, 1978). La méthode revient à faire un certain nombre d'estimations indépendantes du total, chacune étant basée sur un sous-échantillon aléatoire de transects linéaires. La variance globale est alors calculée à partir de la variance des estimations indépendantes.

4. Capture – recapture

Dans cette méthode, M individus d'une population sont capturés, marqués, puis relâchés. Une autre fois, un échantillon de n individus est capturé. Si m est le nombre d'animaux marqués dans l'échantillon, une estimation biaisée $\hat{N}_2$ de la taille de la population N et une estimation biaisée $v(\hat{N}_2)$ de sa variance sont données par :

$$\hat{N}_2 = \frac{n}{m} M \qquad [5]$$

$$v(\hat{N}_2) = \frac{\hat{N}_2^2 (\hat{N}_2 - M)(\hat{N}_2 - n)}{Mn(\hat{N}_2 - 1)} \qquad [6]$$

Peterson (1896) a utilisé cette méthode lors de ses études sur le carrelet (*Pleuronectes platessa*) et Lincoln (1930) l'a suggérée pour le recensement des canards. Kabat *et al.* (1953) se sont servi de l'indice de Lincoln pour estimer la population de chevreuils dans le Wisconsin. La méthode a été revue en profondeur par Cormack (1968, 1979), Seber (1973), Otis *et al.* (1978), et par d'autres. L'estimation $\hat{N}_2$ est basée sur plusieurs hypothèses importantes : *i)* la population est fermée, c'est-à-dire que N est constant; *ii)* tous les animaux ont la même probabilité d'être capturés dans le premier échantillon; *iii)* la capture et le marquage n'influent pas sur la survie des animaux; *iv)* un animal marqué a la même probabilité d'être capturé dans le deuxième échantillon qu'un animal non marqué; *v)* les marques ne disparaissent pas entre les deux prises d'échantillons; *vi)* tous les animaux marqués sont identifiés dans le deuxième échantillon.

La diminution de la proportion de lapins marqués dans les animaux tués pendant la saison de chasse à la Rose-lake Wildlife Experiment Station, dans le Michigan (Peterle et Eberhardt, 1959) contredit l'hypothèse *iv*. Otis *et al.* (1978) ont étudié un certain nombre de modèles et d'estimateurs utilisables avec une population fermée pour laquelle l'hypothèse *iv* n'est pas valable, les probabilités de capture variant avec *a*) le temps, *b*) la réaction à la capture (le comportement) et/ou *c*) les animaux.

Lorsque $n + M \geq N$, Chapman (1951) propose un estimateur non biaisé

$$\hat{N}_3 = \frac{(M + 1)(n + 1)}{(m + 1)} - 1 \qquad [7]$$

basé sur une distribution hypergéométrique.

Seber (1970) propose un estimé non biaisé de sa variance :

$$v(\hat{N}_3) = \frac{(M + 1)(n + 1)(M - m)(n - m)}{(m + 1)^2 (m + 2)} \qquad [8]$$

Bailey (1951, 1952) a obtenu, à partir d'une approximation binomiale de la distribution hypergéométrique, l'estimateur de vraisemblance maximale de N qui est le même que l'estimation de Petersen. Le coefficient de variation (CV) de $\hat{N}_2$ étant approximativement égal à $1/m^{1/2}$, l'estimation de Petersen ne sera efficace que si le nombre de recaptures est suffisant. Un examen plus approfondi de [6] montre cependant que la précision de $\hat{N}_2$ dépend aussi de M/N et qu'elle augmente avec la proportion d'animaux marqués. Bailey (1951) étudie l'emploi de l'échantillonnage inverse avec les recensements de Petersen, c'est-à-dire une procédure suivant laquelle le deuxième échantillonnage se poursuit jusqu'à ce que tous les animaux marqués (m) soient récupérés.

Dans cette méthode, pour un CV donné, qui est approximativement égal à $\{(M - m + 1)/[m(M + 2)]\}^{1/2}$, on peut choisir m de façon à obtenir la valeur désirée du CV si l'on connaît M. Ainsi, si $M = 100$ oiseaux marqués, et si l'on désire un CV de 10% pour la valeur estimative de la population, l'échantillonnage doit se poursuivre jusqu'à ce que l'on ait capturé $m = 50$ oiseaux marqués. L'échantillonnage inverse fournit généralement des estimations de la population plus précises que l'échantillonnage direct (Chapman, 1952) bien qu'il puisse se révéler financièrement inefficient en l'absence de toute information au sujet de N.

Les chercheurs ont souvent l'occasion de marquer et de recapturer des animaux; les animaux capturés sont marqués, s'ils ne l'étaient pas déjà, et relâchés. Lorsque le nombre d'animaux marqués est négligeable par rapport à la population totale, Schnable (1938) suggère une extension de $\hat{N}_2$ si le marquage se poursuit pendant un certain temps. Sa formule est la suivante :

$$\hat{N}_4 = \sum_{t=2}^{t} n_t M_t / \sum_{t=2}^{t} m_t \qquad [9]$$

Il s'agit d'une approximation de la solution de l'équation

$$\sum_{t=2}^{t} \frac{(n_t - m_t)}{(N - M_t)} M_t = \sum_{t=2}^{t} m_t \qquad [10]$$

où n_t est l'échantillon total recueilli au temps t, M_t est le nombre d'individus marqués juste avant la prise d'échantillon au temps t et m_t est le nombre d'individus marqués recueillis dans l'échantillon au temps t. On peut facilement remarquer que $\hat{N}_4$ est une moyenne pondérée de l'estimation de Petersen ($n_t M_t / m_t$). Schnabel ne fournit pas de mesure de la précision de l'estimation.

Chapman (1952) a montré que l'EVM de N est la solution de l'équation :

$$\prod_{t=1}^{t} \left(1 - \frac{n_t}{\hat{N}}\right) = 1 - \frac{M_{s+1}}{\hat{N}} \qquad [11]$$

où M_{s+1} est le nombre d'individus différents vus pendant l'expérience. Darroch (1958) donne une estimation de l'écart quadratique moyen de l'estimateur :

$$\left[\frac{1}{\hat{N} - \rho} + \frac{(s-1)}{\hat{N}} - \sum_{1}^{s} \frac{1}{\hat{N} - n_i}\right]^{-1} \qquad [12]$$

où $\rho = E(M_{s+1})$. Darroch et Ratcliff (1980) ont fourni une nouvelle estimation de la taille N d'une population fermée lorsque s échantillons aléatoires, chacun de taille unité, sont extraits d'une population fermée d'individus. La nouvelle estimation est facile à calculer et, bien qu'insuffisante pour N, elle présente une grande efficience asymptotique. Sen et Sen (1980) traitent de la théorie et de l'application de cinq estimateurs de la taille de la population (N) basés sur de grands échantillons pour des populations fermées et pour des occasions multiples de capture avec des probabilités de capture variables.

L'équation [5] suppose que la recapture a lieu avant toute mortalité, immigration ou émigration, c'est-à-dire que l'hypothèse *i* est correcte. Robson et Flick (1965) fournissent une méthode non paramétrique pour détecter et éliminer les recrues. L'hypothèse *ii* n'est probablement pas valable car la probabilité de capture varie inévitablement entre les sous-groupes (âge, sexe, espèce, etc.). Les animaux les plus faciles à attraper sont donc capturés dans le premier échantillon et ils ont plus de chances d'être recapturés, ce qui constitue une violation et l'hypothèse *iv* est un risque de biais important dans l'estimation de Petersen. Robson (1969) fournit un test du caractère aléatoire du deuxième échantillon, caractère qui est susceptible d'être modifié si les animaux sont rendus méfiants du piège ou si, au contraire, ils sont attirés par lui. Sont cités en particulier les rats et les campagnols (Chitty et Shorten, 1946), les écureuils (Evans, 1951), et les lapins (Geis, 1955; Edwards et Eberhardt, 1967). Marten (1970) a utilisé une méthode de régression pour vérifier l'hypothèse et pour estimer la population lorsque la probabilité de capturer un animal marqué est un multiple constant de la probabilité de capturer un animal non marqué.

Dans Eberhardt *et al.* (1979), Chapman fait état d'un marquage par double échantillonnage afin de corriger les pertes et il propose un test pour vérifier l'hypothèse *v*. Seber et Felton (1981) étudient l'incidence des pertes de marques sur les estimations de la population et sur leur variance dans les cas de simple et de double marquages; ils proposent des corrections pour les pertes dans le cas du double marquage, en prenant comme hypothèse que les marques sont indépendantes, qu'on puisse ou non les distinguer. Seber (1973) traite en détail des tests de vérification des hypothèses et des conséquences de la violation de ces dernières.

Fisher et Ford (1947) ont mis au point une méthode nécessitant plusieurs remises en liberté et plusieurs recaptures et basée sur le fait que les animaux relâchés plus tôt sont exposés pendant beaucoup plus longtemps au risque de mort naturelle. La méthode, qui suppose un taux de survie constant, est beaucoup plus générale que le modèle de Schnabel dans lequel le taux de survie est égal à l'unité.

Les méthodes susmentionnées sont basées sur des modèles déterministes qui supposent un taux de survie constant pendant la période envisagée. Jolly (1965) et Seber (1965) ont utilisé un modèle stochastique pour une situation dans laquelle un animal a une probabilité de survie pendant un intervalle de temps donné; ce modèle s'applique à des cas où il y a à la fois des décès (et de l'émigration) et des naissances (et de l'immigration). Ces généralisations sont plus efficaces que le modèle de Fisher et de Ford lorsque les données sont suffisantes pour permettre une estimation du taux de survie. Cependant, l'augmentation du nombre de paramètres à évaluer dans le modèle Jolly–Seber a tendance à diminuer la précision des estimations (Cormack, 1979). Arnason et Baniuk (1980) décrivent un modèle informatisé d'évaluation des paramètres utilisés dans les modèles Jolly–Sever. Cela facilitera les longs calculs et les manipulations de données nécessaires. Manly et Parr (1968) et Cormack (1972,

1973) ont proposé des estimations intuitivement raisonnables pour certaines généralisations. Jones (1964) et Cormack (1968) ont étudié diverses extensions de la méthode de capture–recapture. Pollock (1975) a utilisé le modèle général de Robson pour trouver des estimations de vraisemblance maximale dans différentes situations où la facilité de la capture peut dépendre des expériences de capture précédentes.

Seber (1970) et Robson et Youngs (1971) ont établi des modèles pour une expérience de marquage–recapture en prenant comme hypothèse que les taux de survie, d'exploitation et de retour des bandes varient suivant les années mais sont indépendants de l'âge des animaux. Cependant, ces modèles sont valables seulement pour les oiseaux bagués à l'âge adultes, car on pense que les jeunes et les adultes ont des taux de survie différents. Seber (1973) recommande une plus grande utilisation de *a)* l'âge et *b)* la récupération des animaux morts. Brownie et Robson (1976) ont établi de nouveaux modèles qui tiennent compte de la différence des taux de survie et d'exploitation pour les jeunes oiseaux et qui nécessitent une collecte séparée des données pour les oiseaux marqués comme adultes et pour ceux marqués comme jeunes de l'année. Brownie *et al.* (1978) font état de progrès récents dans l'analyse des données relatives au marquage et à la récupération, en se référant plus spécialement aux oiseaux migrateurs. Les auteurs présentent d'abord les hypothèses et les méthodes de vérification de 14 modèles et concluent en proposant des lignes directrices sur la taille de l'échantillon pour la planification de futures études.

North et Morgan (1979) ont établi des modèles dans lesquels les taux de survie des hérons de moins d'un an dépendent des conditions climatiques, les hérons ayant un taux de survie constant pendant leur deuxième année et différent du taux annuel constant attribué à tous les oiseaux plus âgés. Jolly (1979) étudie un modèle général qui nous amène à considérer toutes les fréquences observées comme des variables de Poisson mutuellement indépendantes.

5. Changement de rapport

Je présenterai maintenant une méthode d'estimation de la taille de populations fermées basée sur le changement du rapport mâles-femelles causé par une chasse sélective. On peut évaluer la taille de la population à partir des rapports mâles-femelles initial et final et de la composition des prises. Le rapport mâles-femelles est déterminé avant et après la chasse par des méthodes d'échantillonnage. Scattergood (1954) fait état de plusieurs applications sur le terrain de cette méthode. Les rapports peuvent concerner l'âge, la taille, la couleur, le marquage, etc. Kelker (1940, 1942) a été le premier à mentionner la méthode pour l'évaluation des populations de chevreuils et d'autres animaux sauvages parmi lesquels ce sont surtout les mâles qui sont visés par les chasseurs. Chapman (1954, 1955) a procédé à un traitement statistique de la méthode appliquée à des populations fermées et a été le premier à présenter des expressions des erreurs d'échantillonnage. Paulik et Robson (1969) résument la méthode et, plus récemment, Seber (1973) a présenté une excellente application de la méthode aux populations ouvertes et fermées.

Considérons une population fermée d'animaux et supposons que le rapport entre le nombre des mâles et des femelles soit différent avant et après la chasse. Les données sont les suivantes :

n_t = taille des échantillons pris au début et à la fin de la «période de récol: $(t = 1, 2)$
f_t = nombre de mâles dans les échantillons n_t $(t = 1, 2)$
m_t = nombre de femelles dans les échantillons n_t $(t = 1, 2)$
P_t = m_t/n_t $(t = 1, 2)$ où $n_t = m_t + f_t$
R_m = nombre de mâles pris pendant la période de récolte (entre les temps 1 et 2)
R_f = nombre de femelles prises
R = $R_m + R_f$

Nous voulons évaluer les grandeurs suivantes :

M_1 = nombre de mâles dans la population avant la chasse $(t = 1)$
F_1 = nombre de femelles dans la population avant la chasse $(t = 1)$
N = $M_1 + F_1$ $(t = 1)$

et les erreurs d'échantillonnage associées.

Si l'on suppose un échantillonnage avec remplacement, les EVM de N et M sont, d'après Chapman (1954) :

$$\hat{N}_1 = \frac{R_m - Rp_2}{p_1 - p_2} \qquad [13]$$

$$\hat{M}_1 = p_1\hat{N}_1 \qquad [14]$$

F_1 est estimé par soustraction : $\hat{F}_1 = \hat{N}_1 - \hat{M}_1$
Les variantes asymtotiques de $\hat{M}_1$ et $\hat{N}_1$ sont données par :

$$\sigma^2(\hat{M}_1) = (P_1 - P_2)^{-2}\left[P_2^2\frac{M_1F_1}{n_1} + P_1^2\frac{M_2F_2}{n_2}\right] \qquad [15]$$

$$\sigma^2(\hat{N}_1) = (P_1 - P_2)^{-2}\left[\frac{M_1F_1}{n_1} + \frac{M_2F_2}{n_2}\right] \qquad [16]$$

où $P_t = M_t/N_t$ $(t = 1, 2)$ et elles sont estimées en remplaçant respectivement P_1, P_2, M_1, M_2, F_1 et F_2 par leurs estimés p_1, p_2, $\hat{M}_1$, $\hat{M}_2$, $\hat{F}_1$ et $\hat{F}_2$. On peut obtenir des EVM de M_2, N_2 et F_2 en résolvant des équations similaires aux équations [13] et [14].

Les cas où seuls les mâles sont chassés, par exemple avec les chevreuils, présentent un intérêt particulier. Les équations [13] et [14] se réduisent alors à :

$$\hat{N}_1' = R_m\frac{(1 - p_2)}{p_1 - p_2}, \quad \hat{M}_1' = p_1\hat{N}_1'$$

Les équations [13] à [16] supposent que *i)* il n'y a aucun décès naturel pendant la période de chasse, *ii)* la probabilité de capture dans l'échantillon t $(t = 1, 2)$ est la même pour tous les animaux, et *iii)* le nombre des animaux capturés R_m et R_f sont connus exactement. En ce qui concerne la plupart des oiseaux aquatiques, les mâles sont plus facilement détectés que les femelles pendant la période de reproduction à cause des différences de comportement. De la même façon, dans la pêche à la truite (*Salvelinus fontenalis*) et au cisco (*Coregonus* sp.), le mâle se prend plus facilement que la femelle dans les filets maillants. Ces cas constituent donc des violations de

l'hypothèse *ii* et les estimations de N_1 et M_1 sont alors hautement biaisées. Cependant, lorsque l'un des deux groupes n'est pas chassé du tout, par exemple les femelles, R_f est nul et $\hat{M}_1$ et $\sigma(\hat{M}_1)$ résistent à de tels écarts. On peut trouver des détails sur ce sujet dans Seber (1973).

L'hypothèse *iii* n'est pas correcte car il est impossible, en général, de connaître R_m et R_f avec précision pour plusieurs raisons : décès naturels non connus, morts non déclarées telles que celles des pertes par mutilation (Whitlock et Eberhardt, 1956), erreurs de recensement dans l'estimation du nombre total d'animaux tués à partir d'échantillonnages effectués pendant la saison de chasse. Lorsque $\hat{R}_m$ et $\hat{R}_f$ sont des estimations non biaisées et indépendantes de R_m et R_f on peut remplacer $\hat{N}_1$ dans [13] et [16] par :

$$\hat{N}_1 = \frac{\hat{R}_m - \hat{R}p_2}{p_1 - p_2} \qquad [17]$$

et $v(\hat{N}_1) =$

$$(p_1 - p_2)^{-2}\left[\hat{N}_1^2 v(p_1) + \hat{N}_2^2 v(p_2) + (1 - p_2)^2 v(\hat{R}_m) + p_2^2 v(\hat{R}_f)\right] \qquad [18]$$

Il est facile de voir que $\hat{N}_1$ donnera une estimation plus précise lorsqu'on estimera de grandes différences $P_1 - P_2$. Habituellement, les estimations des rapports P_1 et P_2 sont basées sur des recensements aériens ou sur des échantillonnages au sol effectués sur un sous-échantillon du recensement aérien.

Otis (1980) a étendu la méthode du changement de rapport en divisant la population animale en trois groupes disjoints et exhaustifs au lieu de deux comme on le fait couramment. Il cite un cas d'échantillonnage dans lequel il est préférable de classer les animaux comme mâles, femelles ou jeunes plutôt que seulement comme mâles ou femelles.

6. Effort de capture

Dans la méthode dite de l'effort de capture, on suppose qu'une unité d'effort d'échantillonnage permet de capturer une proportion fixe de la population. Cette méthode est basée sur l'hypothèse que le nombre d'animaux tués par année est proportionnel au nombre d'animaux dans la population et que cette dernière est fermée. Seber (1973) présente un excellent compte rendu de la méthode appliquée aux populations ouvertes et fermées. Nous ne considérerons ici que les populations fermées. Soit :

- N_t = taille de la population au début de la période de temps t
- N = taille initiale de la population,
- n_t = taille de l'échantillon recueilli pendant la période de temps t ($t = 1, 2, \ldots, s$)
- e_t = effort fourni pendant la période de temps t
- C_t = n_t/e_t = capture par unité d'effort pendant la période de temps t
- k_t = somme des captures jusqu'à la période $(t-1) = \sum_{j=1}^{t-1} n_j$
- E_t = somme des efforts jusqu'à la période $(t-1)$

Nous étudierons d'abord le cas d'un effort d'échantillonnage *variable*. Nous supposerons en outre que 1) les unités d'effort sont indépendantes et cumulatives et 2) la probabilité (p_t) d'être capturé dans l'échantillon t est la même pour tous les animaux.

La probabilité totale des $\{n_t\}$ est donnée par :

$$f(\{n_t\}) = \prod_{t=1}^{s} \binom{N - k_t}{n_t} p_t^{n_t}(1 - p_t)^{N - k_{t+1}} \qquad (t = 1, 2, \ldots, s) \qquad [19]$$

D'après [19], on voit que C_t, la capture par unité d'effort, peut être exprimé par le modèle de régression linéaire :

$$E[C_t|k_t] = KN_t, \quad t = 1, 2, \ldots, s \qquad [20]$$

où K est une constante (le coefficient de capture — la fraction de population prise par unité d'effort), quels que soient les niveaux d'effort et la taille de la population. La population étant fermée (si l'on exclut les captures), nous avons

$$N_t = N - k_t$$

L'équation [20] se réduit donc à :

$$E[C_t|k_t] = K(N - k_t) \qquad [21]$$

Ce résultat a été donné pour la première fois par Leslie et Davis (1939) et par DeLury (1947).

Le graphe de C_t en fonction de k_t est une ligne droite dont l'ordonnée à l'origine est KN et la pente K et l'on peut donc évaluer N. DeLury (1951) note que la relation peut rester linéaire même si les hypothèses ne sont pas satisfaites, c'est-à-dire que C_t est une fonction linéaire de k_t si l'effort et le taux de mortalité restent constants pendant la période d'échantillonnage.

Si [21] est correcte, on peut montrer (DeLury, 1947) que la relation :

$$E(\log C_t) = \log(KN) - K(\log e)E_t \qquad [22]$$

est aussi correcte. Dans cette dernière équation, log représente le logarithme décimal et log e = 0,4342945. On peut donc aussi obtenir des estimations de K et N si les points ($\log C_t$, E_t) sont alignés.

En général, [21] est préférable à [22] mais il vaut mieux tracer les deux graphiques afin de vérifier la validité des hypothèses. Les équations [21] et [22] ont été largement utilisées dans les travaux relatifs à la pêche.

Considérons le cas où la probabilité de capture p_t reste constante pendant les périodes de temps (p), ce qui est possible si *l'effort d'échantillonnage ne change pas* d'un échantillon à un autre dans des conditions pratiquement identiques. Dans ce cas, en plus de la fermeture de la population, nous supposons que *i*) la probabilité de capture p_t dans l'échantillon t est la même pour tous les animaux et elle reste constante pour tous les échantillons, c'est-à-dire que les animaux ne deviennent pas peureux, et *ii*) la proportion d'animaux capturés chaque fois est assez grande pour réduire la population de façon appréciable. Zippin (1956) a montré que la deuxième condition est nécessaire si l'on veut obtenir des estimations raisonnablement précises, ce qui limite beaucoup l'utilisation de la méthode.

Dans le cas pratique où l'on a besoin de deux échantillons (par exemple) pour que p reste constante pendant la période de recensement, nous avons $s = 2$, $p_t = p$ et $n_1 > n_2$; les EVM de N et p sont

$$\hat{N} = n_1^2/(n_1 - n_2) \qquad [23]$$

$$\hat{p} = [(n_1 - n_2)/n_2] \qquad [24]$$

Seber et LeCren (1967) montrent que

$$\hat{V}(\hat{N}) = [n_1^2 n_2^2 (n_1 + n_2)]/(n_1 - n_2)^4 \quad [25]$$

$$\hat{V}(\hat{p}) = [n_2(n_1 + n_2)]/n_1^3 \quad [26]$$

Donc, N sera estimé avec beaucoup de précision si $n_1 > n_2$ et si n_1 est grand. Cette dernière condition assure aussi une meilleure précision pour $\hat{p}$.

Considérons un exemple. Leslie et Davis (1939) ont évalué le nombre de rats (*Rattus rattus*) attrapés pendant les première, deuxième et troisième quinzaines au cours d'une période de six semaines en 1937, dans une zone de 9,1 ha à Freetown (Sierra Leone). Ces rats étaient les principaux rongeurs infestant la région. Des observations ont montré que la population était relativement stable et qu'il était raisonnable de supposer que, pendant la courte période de six semaines, cette population était fermée.

Les données pour les deux premières quinzaines sont $n_1 = 195$ et $n = 119$. Donc à partir des équations [23] et [25], $\hat{N} = 500$ et $V(\hat{N}) = 5041$, de telle sorte qu'un intervalle de confiance de 95% pour N est 500 ± 142. Pour une présentation du cas général, voir Moran (1951) et Zippin (1956, 1958).

7. Indices

Les indices sont des estimations des populations d'animaux obtenues à partir du comptage des signes de leur présence, du comptage d'oiseaux qui nichent, à partir du bord de la route, etc. Les résultats ne sont pas des valeurs absolues des populations, mais ils indiquent malgré tout les tendances des populations d'une année à l'autre ou d'un habitat à un autre.

Un certain nombre de méthodes de recensement sont basées sur des rapports calculés à partir des signes d'animaux. Si nous connaissons le nombre de signes laissés par un animal, par unité de surface et par unité de temps, nous pouvons compter le nombre d'animaux qui doivent se trouver dans la région. Quelques exemples de traces sont : les tanières, les terriers, les nids, les pistes et les tas d'excréments.

Chaque année, aux États-Unis et au Canada, on procède à un recensement par échantillonnage au hasard stratifié des oiseaux reproducteurs non considérés comme gibier à l'apogée de la période de reproduction, dans le but de détecter et de mesurer les variations de populations. Les données sont recueillies par des observateurs bénévoles qui comptent les oiseaux vus ou entendus à partir du chemin, lors d'arrêts prédéterminés sur un trajet donné, selon un programme d'échantillonnage défini (Robbins et VanVelzen, 1967, 1969; Erskine, 1970, 1973; Smith, 1973). Les équations suivantes donnent des estimations de la variation et de son erreur, pour une espèce particulière, entre deux années successives :

$$\hat{R} = (\bar{y} - \bar{x})/\bar{x} \quad [27]$$

$$\text{SE}(\hat{R}) = \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}}\right)\left[\frac{[\text{Var}(\bar{y})]}{\bar{y}^2} + \frac{[\text{Var}(\bar{x})]}{\bar{x}^2} - \frac{2\text{Cov}(\bar{x},\bar{y})}{\bar{x}\bar{y}}\right]^{1/2} \quad [28]$$

où $\bar{x}$ = nombre moyen d'oiseaux par trajet, la première année

$\bar{y}$ = nombre moyen d'oiseaux par trajet, la deuxième année

Cependant, les méthodes couramment utilisées ne sont pas suffisamment sensibles et sûres pour permettre la détection de variations lorsque les espèces ont des distributions très asymétriques et lorsque les trajets sont moins nombreux. Sen (1981) traite de ces problèmes et propose une transformation des données de base. McClure (1939) décrit une méthode de recensement de la Tourterelle triste (*Zenaidura macroura*) basée sur le nombre de tourterelles roucoulant dans la zone considérée. Duvall et Robbins (1952) ont trouvé une relation de proportionnalité entre le nombre total de tourterelles entendues et les cris enregistrés. Kozicky *et al.* (1954) ont fait une étude statistique des chants de bécasse sur 44 trajets dans le nord-est des États-Unis et ont proposé une transformation logarithmique permettant une analyse efficace des tendances. Au cours d'une étude des données sur le chant des bécasses recueillies lors de recensements d'oiseaux pendant la période de reproduction dans les provinces maritimes et en Ontario, pendant les 5 années 1973 à 1977, sur des trajets variant de 163 à 220, j'ai trouvé que la transformation logarithmique permettait non seulement de normaliser la distribution, mais aussi d'augmenter considérablement la précision de l'estimation du nombre moyen de chants par trajet. L'estimation du nombre moyen de chants par trajet basée sur les données non transformées était presque aussi efficiente (90–92%) que les estimations basées sur les données transformées. Cependant, l'estimation directe de la variance de la population s'est révélée très inefficiente, l'efficience variant de 20 à 25%. Cela montre la nécessité de transformer les données pour l'estimation de la variance.

Gates et Smith (1972) font état d'une analyse théorique du comptage de cris de tourterelles comme moyen d'estimation de la population réelle.

7.1. Comptage des tas d'excréments

Le comptage des tas d'excréments est une méthode très utilisée d'estimation des populations de gros gibier. Cette méthode consiste à compter les tas sur des parcelles ou des transects situés dans la région étudiée. Les résultats du comptage peuvent être simplement le nombre moyen de tas trouvés par unité de surface et ils sont donc seulement un indice de l'abondance. Plus rarement, le nombre de tas d'excréments est converti en estimation du nombre réel d'animaux présents dans la zone étudiée.

Les estimations de population par cette méthode sont précises dans la mesure où l'on connaît *a*) le taux de défécation des animaux recensés, *b*) la période de temps pendant laquelle les excréments ont été déposés, et *c*) la mesure dans laquelle on utilise des techniques d'échantillonnage efficaces.

Les taux de défécation quotidiens moyens peuvent varier parmi les espèces suivant l'alimentation, l'âge et le sexe de l'animal. Eberhardt et Van Etten (1956) ont trouvé que ces taux étaient remarquablement constants d'un jour à l'autre chez le cerf et que la tendance à oublier des tas était la principale source d'erreur; la variabilité de la capacité de l'observateur à repérer les tas d'excréments a aussi été mise en évidence (Ryel, 1959). Cependant, les auteurs soulignent que l'utilisation de techniques d'échantillonnage appropriées, comme l'échantillonnage stratifié avec allocation proportionnelle, et une bonne formation des observateurs permettent d'éviter ces erreurs. White et Eberhardt (1980) ont étudié les procédures d'analyse de ce genre de données.

Bibliographie

Anderson, D.R.; Pospahala, R.S. 1970. Correction of bias in belt transect studies of immobile objects. J. Wildl. Manage. 34:141–146.

Arnason, A.N.; Baniuk, L. 1980. A computer system for mark–recapture analysis of open populations. J. Wildl. Manage. 44 (2):325–332.

Bailey, N.T.J. 1951. On estimating the size of mobile populations from capture–recapture data. Biometrika 38:293–306.

Bailey, N.T.J. 1952. Improvements in the interpretation of recapture data. J. Anim. Ecol. 21:120–127.

Brownie, C.; Robson, D.S. 1976. Models allowing for age-dependent survival rates for band-return data. Biometrics 32:305–323.

Brownie, C.; Anderson, D.R.; Burnham, K.P.; Robson, D.S. 1978. Statistical inference from band recovery data: A handbook. U.S. Fish and Wildl. Serv. Resour. Publ. No. 131. 212 p.

Burnham, K.P.; Anderson, D.R. 1976. Mathematical models for nonparametric inferences from line transect data. Biometrics 32(2):325–336.

Burnham, K.P. 1979. A parametric generalization of the Havne estimator for line transect sampling. Biometrics 35:587–596.

Burnham, K.P.; Anderson, D.R.; Laake, J.L. 1980. Estimation of density from line-transect sampling of biological populations. Wildl. Monogr. No. 72. 202 p.

Chapman, D.G. 1951. Some properties of the hypergeometric distribution with applications to zoological censuses. Univ. Calif. Publ. Stat. 1:131–160.

Chapman, D.G. 1952. Inverse multiple and sequential sample census. Biometrics 8:286–306.

Chapman, D.G. 1954. The estimation of biological populations. Ann. Math. Stat. 25:1–15.

Chapman, D.G. 1955. Population estimation based on change of composition caused by selective removal. Biometrika 42:279–290.

Chitty, D.; Shorten, M. 1946. Techniques for the study of the Norway rat (*Rattus norvegicus*). J. Mammal. 27:63–78.

Cook, R.D.; Martin, F.B. 1974. A model for quadrat sampling with "visibility bias." J. Am. Stat. Assoc. 69: 345–359.

Cook, R.D.; Jacobson, J.O. 1979. A design for estimating visibility bias in aerial surveys. Biometrics 35:735–742.

Cormack, R.M. 1968. The statistics of capture–recapture methods. Oceanogr. Mar. Biol. Annu. Rev. 6:455–506.

Cormack, R.M. 1972. The logic of capture–recapture estimates. Biometrics 28:337–343.

Cormack, R.M. 1973. Common sense estimates from capture–recapture studies. Pages 225–234 *dans* Bartlett, M.S.; Hiorns, R.W. (réd.). The mathematical theory of the dynamics of biological populations. Acad. Press. New York.

Cormack, R.M. 1979. Models for capture–recapture. Pages 217–255 *dans* Cormack, R.M.; Patil, C.P.; Robson, D.S. (réd.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser., Vol. 5. Int. Coop. Publ. House. Fairland, Marvland.

Cox, D.R. 1962. Renewable theory. Methuen. London.

Cox, D.R. 1969. Some sampling problems in technology. Pages 120–140 *dans* Johnson, N.L.; Smith, H. (réd.). New developments in survey sampling. Wiley. New York.

Darroch, J.N. 1958. The multiple-recapture census. I: Estimation of a closed population. Biometrika 45:343–359.

Darroch, J.N.; Ratcliff, D. 1980. A note on capture–recapture estimation. Biometrics 36:149–153.

DeLury, D.B. 1947. On the assumption of biological populations. Biometrics 3:145–167.

DeLury, D.B. 1951. On the planning of experiments for the estimation of fish populations. J. Fish. Res. Board Can. 8:281–307.

De Vries, P.G. 1973. A general theory on line intersect sampling with applications to logging residue inventory. Mededelingen Landbouwhogeschool Wageningen, Nederland 73:1–23.

De Vries, P.G. 1974. Multistage line intersect sampling. Forest Sci. 20:129–133.

De Vries, P.G. 1979*a*. Line intersect sampling — statistical theory, applications and suggestions for extended use in ecological inventory. Pages 1–70 *dans* Cormack, R.M.; Patil, C.P.; Robson, D.S. (réd.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser. Vol. 5. Int. Coop. Publ. House. Fairland, Marvland.

De Vries, P.G. 1979*b*. A generalization of the Havne-type estimator as an application of line intersect sampling. Biometrics 35:743–748.

Duvall, A.J.; Robbins, C.S. 1952. Investigations of methods of determining abundance of breeding Mourning Doves in certain eastern states. U.S. Dep. Inter. Fish and Wildl. Serv. Spec. Sci. Rep. Wildl. 17:15–34.

Eberhardt, L.L.; Van Etten, R.C. 1956. Evaluation of the pellet-group count as a deer census method. J. Wildl. Manage. 20(1):70–74.

Eberhardt, L.L. 1968. A preliminary appraisal of line transects. J. Wildl. Manage. 32(1): 82–88.

Eberhardt, L.L. 1978. Transect methods for population studies. J. Wildl. Manage. 42(1):1–31.

Eberhardt, L.L.; Chapman, D.G.; Gilbert, J.R. 1979. A review of marine mammal census methods. Wildl. Monogr. No. 63. 46 p.

Edwards, W.R.; Eberhardt, L.L. 1967. Estimating cottontail abundance from live-trapping data. J. Wildl. Manage. 31:87–96.

Erskine, A.J. 1970. The co-operative breeding bird survey in Canada, 1966–69. Serv. can. de la faune. Cahier de biologie n° 15. 19 p.

Erskine, A.J. 1973. The co-operative breeding bird survey in Canada, 1972. Serv. can. de la faune. Cahier de biologie n° 32. 15 p.

Evans, F.C. 1951. Notes on a population of the striped ground squirrel (*Citellus tridecemlineatus*) in an abandoned field in southeastern Michigan. J. Mammal. 32:437–49.

Fisher, R.A.; Ford, E.B. 1947. Heredity 1:143–174.

Gates, C.E.; Marshall, W.H.; Olson, D.P. 1968. Line transect method of estimating grouse population densities. Biometrics 24:135–145.

Gates, C.E. 1969. Simulation study of estimators for the line transect sampling method. Biometrics 25:317–328.

Gates, C.E.; Smith, W.B. 1972. Estimation of density of Mourning Doves from aural information. Biometrics 28:345–359.

Gates, C.E. 1979. Line transect and related issues. Pages 71–154 *dans* Cormack, R.M.; Patil, C.P.; Robson, D.S. (réd.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser. Vol. 5. Int. Coop. Publ. House. Fairland, Marvland.

Gates, C.E.; Smith, P.W. 1980. An implementation of the Burnham–Anderson distribution free method of estimating wildlife densities from line-transect data. Biometrics 36.155–160.

Geis, A.D. 1955. Trap response of the cottontail rabbit and its effect on censusing. J. Wildl. Manage. 19:466–472.

Greigh-Smith, P. 1964. Quantitative plant ecology. 2e éd. Butterworths. London. pp. 56–57.

Haldane, J.B.S. 1945. On a method of estimating frequencies. Biometrika 33:222–225.

Hayne, D.W. 1949. An examination of the strip census method for estimating animal populations. J. Wildl. Manage. 13(2):145–157.

Jolly, G.M. 1965. Explicit estimates from capture–recapture data with both death and immigration — stochastic model. Biometrika 52:225–247.

Jolly, G.M. 1969. Sampling methods for aerial census of wildlife populations. East Afr. Agric. For. J. 34:46–49. Numéro spécial.

Jolly, G.M. 1979. A unified approach to mark–recapture stochastic models, exemplified by a constant-survival rate model. Pages 279–282 *dans* Cormack, R.M.; Patil, C.P.; Robson, D.S. (réd.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser. Vol. 5. Int. Coop. Publ. House. Fairland, Marvland.

Jones, R. 1964. A review of methods of estimating population size from marking experiments. Rapports et procès-verbaux. J. conseil perm. intern. Exploration de la mer. 155:202–209.

Kabat, C.; Collias, N.R.; Guettinger, R.C. 1953. Some winter habits of white-tailed deer and the development of census methods in the Flag yard of Northern Wisconsin. Wisc. Conserv. Dep. Tech. Wildl. Bull. No. 7. 33 p.

Kelker, G.H. 1940. Estimating deer populations by a differential hunting loss in the sexes. Proc. Utah Acad. Sci. Arts and Letters 17:65–69.

Kelker, G.H. 1942. Sex-ratio equations and formulas for determining wildlife populations. Proc. Utah Acad. Sci. Arts and Letters 19:189–198.

Kozicky, E.L.; Bancroft, T.A.; Homeyer, P.G. 1954. An analysis of woodcock singing ground counts, 1948–1952. J. Wildl. Manage. 18:259–266.

Leslie, P.H.; Davis, D.H.S. 1939. An attempt to determine the absolute number of rats on a given area. J. Anim. Ecol. 8:94–113.

Lincoln, F.C. 1930. Calculating waterfowl abundance on the basis of banding returns. U.S. Dep. Agric. Circ. 118:1–4.

Manly, B.F.J.; Parr, M.J. 1968. A new method of estimating population size, survivorship, and birth rate from capture–recapture data. Soc. Brit. Entomol. Trans. 18, 81–89.

Marten, G.G. 1970. A regression method for mark–recapture estimates with unequal catchability. Ecology 51:291–295.

McClure, H.E. 1939. Cooing activity and censusing of the Mourning Dove. J. Wildl. Manage. 3:323–328.

McIntyre, G.A. 1953. Estimation of plant density using line transects. J. Ecol. 41(2) 319–330.

McLaren, I.A. 1961. Methods of determining the numbers and availability of ringed seals in the eastern Canadian Arctic. Arctic 14(3):162–175.

Moran, P.A.P. 1951. A mathematical theory of animal trapping. Biometrika 38:307–311.

North, P.M.; Morgan, B.J.T. 1979. Modelling heron survival using weather data. Biometrics 35:667–681.

Otis, D.L.; Burnham, K.P.; White, G.C.; Anderson, D.R. 1978. Statistical inference from capture data on closed animal populations. Wildl. Monogr. 62:1–135.

Otis, D.L. 1980. An extension of the change-in-ratio method. Biometrics 36:141–147.

Paulik, G.J.; Robson, D.S. 1969. Statistical calculations for change-in-ratio estimators of population parameters. J. Wildl. Manage. 33:1–27.

Peterle, T.J.; Eberhardt, L. 1959. Is the Lincoln index reliable for cottontail censusing? North. Am. Wildl. Conf. Trans. 24:262–271.

Petersen, C.E.J. 1896. The yearly immigration of young plaice in the Limfjord from the German Sea. Rep. Dan. Biol. Stat. 6:1–48.

Pollock, K.H. 1975. K-sample tag-recapture model allowing for unequal survival and catchability. Biometrika 62:577–583.

Ramsey, F.L.; Scott, J.M. 1979. Estimating population densities for variable circular plot surveys. Pages 155–181 *dans* Cormack, R.M.; Patil, C.P.; Robson, D.S. (réd.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser. Vol. 5. Int. Coop. Publ. House. Fairland, Marvland.

Ramsey, F.L. 1979. Parametric models for line transect surveys. Biometrika 66(3):505–512.

Robbins, C.S.; VanVelzen, W.T. 1967. The breeding bird survey, 1966. U.S.F.W.S. Spec. Sci. Rep. – Wildl. No. 102.

Robbins, C.S.; VanVelzen, W.T. 1969. The breeding bird survey, 1967 and 1968. U.S. Dep. Inter. Bur. Sport Fish. Wildl. Spec. Sci. Rep. Wildl. 124.

Robson, D.S.; Flick, W.A. 1965. A non-parametric statistical method for culling recruits from a mark–recapture experiment. Biometrics 21:936–947.

Robson, D.S. 1969. Mark–recapture methods of population estimation. Pages 120–140 *dans* Johnson, N.L.; Smith, H., (réd.). New developments in survey sampling. Wiley. New York.

Robson, D.S.; Youngs, W.D. 1971. Statistical analysis of reported tag-recaptures in the harvest from an exploited population. Biom. Unit. Cornell Univ. Ithaca, N.Y. BU–369–M.

Ryel, L.A. 1959. Deer pellet-group surveys on an area of known herd size. Michigan Dep. Conserv. Lansing. Game Div. Rep. No. 2252. 26 p.

Scattergood, Leslie W. 1954. Estimating fish and wildlife populations; A survey of methods. Pages 273–285 *dans* O. Kempthorne (réd.), statistics and mathematics in biology. Iowa State College Press. Ames.

Schaeffer, R.L. 1972. Size biased sampling. Technometrics 14(3): 635–644.

Schnabel, Z.E. 1938. The estimation of the total fish population of a lake. Am. Math. Monogr. 45:348–352.

Seber, G.A.F. 1965. A note on the multiple-recapture census. Biometrika 52:249–259.

Seber, G.A.F.; Le Cren, E.D. 1967. Estimating population parameters from catches large relative to the population. J. Anim. Ecol. 36:631–643.

Seber, G.A.F. 1970. The effects of trap response on tag-recapture estimates. Biometrics 26:13–22.

Seber, G.A.F. 1973. The estimation of animal abundance and related parameters. Hafner Press. New York.

Seber, G.A.F. 1979. Transects of random length. Pages 183–192 *dans* R.M. Cormack; Patil, C.P.; Robson, D.S. (red.). Sampling biological populations. Stat. Ecol. Ser. Vol. 5. Int. Coop. Publ. House, Fairland, Marvland.

Seber, G.A.F.; Felton, R. 1981. Tag loss and the Petersen mark–recapture experiments. Biometrika 68(1):211–219.

Sen, A.R.; Tourigny, J.; Smith, G.E.J. 1974. On the line transect sampling method. Biometrics 30(2): 329–340.

Sen, A.R.; Smith, G.E.J.; Butler, G. 1978. On a basic assumption in the line-transect method. Biometrische Zeitschrift 20(4):363–369.

Sen, A.R.; Sen, P.K. 1980. Schnabel type estimators for closed populations with multiple marking. Sankhya. Ind. J. Stat. Vol. 43. Ser. B. Pt. 1:68–80.

Sen, A.R. 1981. Methodological studies of breeding bird surveys in North America. Stud. Avian Biol. 6:496–501.

Siniff, D.B.; Skoog, R.O. 1964. Aerial censusing of caribou using stratified random sampling. J. Wildl. Manage. 28(2):391–401.

Smith, G.E.J. 1973. The measurement of relative changes in breeding populations for non-game birds. Biom. Sect. Serv. can. de la faune. Rapport inedit n° 1.

Smith, G.E.J. 1979. Some aspects of line transect sampling when the target population moves. Biometrics 35(1):323–329.

Wagner, C.E. van. 1968. The line intersect method in forest fuel sampling. For. Sci. 14(1):20–26.

Warren, C.E.; Olson, P.F. 1964. A line intersect technique for assessing logging waste. For. Sci. 10(3):264–276.

Watson, R.M.; Parker, I.S.C.; Allan, T. 1969. A census of elephants and other large mammals in the Mkomazi region of northern Tanzania and southern Kenya. East Afr. Wildl. J. 7:11–26.

White, G.C.; Eberhardt, L.E. 1980. Statistical analysis of deer and elk pellet-group data. J. Wildl. Manage. 44(1):121–131.

Whitlock, S.C.; Eberhardt, L.L. 1956. Large-scale dead deer surveys: methods, results and management implications. Trans. North Am. Wildl. Conf. 21: 555–566.

Zippin, C. 1956. An evaluation of the removal method of estimating animal populations. Biometrics 12:163–189.

Zippin, C. 1958. The removal method of population estimation. J. Wildl. Manage. 22:82–90.

Autres publications hors-série

N° 1
Les oiseaux protegés au Canada en vertu de la loi sur la Convention concernant les oiseaux migrateurs. 4e ed. Bilingual publication.
N° de cat. CW69-1-1. Publ. en 1957, rev. en 1980.
N° 2
Noms des oiseaux du Canada. Noms français, anglais et scientifiques. Bilingual publication.
N° de cat. CW69-1-2. Publ. en 1957, rev. en 1972.
N° 3
Use of aerial surveys by the Canadian Wildlife Service, par D.A. Benson.
Épuisé.
N° de cat. R69-1-3. Publ. en 1963, reimp. en 1966.
N° 4
Queen Elizabeth Islands game survey, 1961, par J.S. Tener.
N° de cat. CW69-1-4. Publ. en 1963, reimp. en 1972.
N° 5
Age determination in the polar bear, par T.H. Manning.
N° de cat. CW69-1-5. Publ. en 1964, reimp. en 1973.
N° 6
A wildlife biologist looks at sampling, data processing and computers, par D.A. Benson.
Épuisé.
N° de cat. R69-1-6. Publ. en 1964.
N° 7
Preliminary report on the effects of phosphamidon on bird populations in New Brunswick, par C.D. Fowle.
Épuisé.
N° de cat. R69-1-7. Publ. en 1965.
N° 8
Birds of Nova Scotia-New Brunswick border region, par G.F. Boyer.
N° de cat. CW69-1-8. Publ. en 1966, reimp. en 1981.
N° 9
Effects of dietary methylmercury on Ring-necked Pheasants, with special reference to reproduction, par N. Fimreite.
N° de cat. R69-1-9. Publ. en 1971.
N° 10
Trends in populations of barren-ground caribou over the last two decades: a re-evaluation of the evidence, par G.R. Parker.
N° de cat. CW69-1-10. Publ. en 1971, réimp. en 1972.
N° 11
The Canada migratory game bird hunting permit and related surveys, par D.A. Benson.
N° de cat. R69-1-11. Publ. en 1971.
N° 12
Observations on duck hunting in eastern Canada in 1968 and 1969, par J.H. Boyd.
N° de cat. R69-1-12. Publ. en 1971.
N° 13
Evaluation of ecological effects of recent low water levels in the Peace-Athabasca Delta, par H.J. Dirschl.
N° de cat. CW69-1-13. Publ. en 1972.
N° 14
The Great Cormorants of eastern Canada, par A.J. Erskine.
N° de cat. CW69-1-14. Publ. en 1972.
N° 15
Distribution of barren-ground caribou harvest in north-central Canada, par G.R. Parker.
N° de cat. CW69-1/15. Publ. en 1972.
N° 16
Bird migration forecast for military air operations, par H. Blokpoel.
N° de cat. CW69-1/16. Publ. en 1973.
N° 17
Waterfowl populations on the Peace-Athabasca Delta, 1969 and 1970, par D.J. Nieman et H.J. Dirschl.
N° de cat. CW69-1/17. Publ. en 1973.
N° 18
Gammarus predation and the possible effects of *Gammarus* and *Chaoborus* feeding on the zooplankton composition in some small lakes and ponds in western Canada, par R.S. Anderson et L.G. Raasveldt.
N° de cat. CW69-1-18. Publ. en 1974.
N° 19
A summary of DDE and PCB determinations in Canadian birds, 1969 to 1972, par M. Gilbertson et L. Reynolds.
N° de cat. CW69-1-19. Publ. en 1974.
N° 20
Development of a simulation model of Mallard Duck populations, par C.J. Walters, R. Hilborn, F. Oguss, R.M. Peterman et J.M. Stander.
N° de cat. CW69-1-20. Publ. en 1974.
N° 21
Use of museum specimens in toxic chemical research, par A.M. Rick.
N° de cat. CW69-1-21. Publ. en 1975.
N° 22
Impoundments for waterfowl, par W.R. Whitman.
N° de cat. CW69-1-22. Publ. en 1976.
N° 23
Minimizing the dangers of nesting studies to raptors and other sensitive species, par R.W. Fyfe et N.R. Olendorff.
N° de cat. CW69-1-23. Publ. en 1976.
N° 24
Waterfowl damage to Canadian grain: current problems and research needs, par L.G. Sugden.
N° de cat. CW69-1-24. Publ. en 1976.
N° 25
Census techniques for seabirds of arctic and eastern Canada, par D.N. Nettleship.
N° de cat. CW69-1-25. Publ. en 1976.
N° 26
Notes on the present status of the polar bear in James Bay and Belcher Islands area, par Charles Jonkel, Pauline Smith, Ian Stirling et George B. Kolenosky.
N° de cat. CW69-1-26. Publ. en 1976.
N° 27
Limnological and planktonic studies in the Waterton Lakes, Alberta, par R. Stewart Anderson et Roderick B. Green.
N° de cat. CW69-1-27. Publ. en 1976.
N° 28
Birds and mammals of the Belcher, Sleeper, Ottawa, and King George Islands, Northwest Territories, par T.H. Manning.
N° de cat. CW69-1-28. Publ. en 1976.
N° 29
Developments in PPS sampling — Impact on current research, par A.R. Sen.
N° de cat. CW69-1-29. Publ. en 1976.
N° 30
Dynamics of snowshoe hare populations in the Maritime Provinces, par Thomas J. Wood et Stanley A. Munroe.
N° de cat. CW69-1-30. Publ. en 1977.
N° 31
Migration and population dynamics of the Peace-Athabasca Delta goldeye population, par D.B. Donald et A.H. Koovman.
N° de cat. CW69-1/31. Publ. en 1977.
N° 32
The effects of fire on the ecology of the Boreal Forest, with particular reference to the Canadian north: a review and selected bibliography, par John P. Kelsall, E.S. Telfer et Thomas D. Wright.
N° de cat. CW69-1/32. Publ. en 1977.
N° 33
The ecology of the polar bear (*Ursus maritimus*) along the western coast of Hudson Bay, par Ian Stirling, Charles Jonkel, Pauline Smith, Richard Robertson et Dale Cross.
N° de cat. CW69-1/33. Publ. en 1977.
N° 34
Canvasback habitat use and production in Saskatchewan parklands, par Lawson G. Sugden.
N° de cat. CW69-1/34. Publ. en 1978.

N° 35
The diets of muskoxen and Peary caribou on some islands of the Canadian High Arctic, par Gerald R. Parker.
N° de cat. CW69-1/35. Publ. en 1978.
N° 36
Observations of Mallards in the parkland of Alberta, par Michael F. Sorensen.
N° de cat. CW69-1/36. Publ. en 1978.
N° 37
The wildlife valuation problem: A critical review of economic approaches, par William A. Langford et Donald J. Cocheba.
N° de cat. CW69-1/37. Publ. en 1978.
N° 38
Spatial changes in waterfowl habitat, 1964–74 on two land types in the Manitoba Newdale Plain, par G. D. Adams et G. C. Gentle.
N° de cat. CW69-1/38. Publ. en 1978.
N° 39
Patterns of pelagic distribution of seabirds in western Lancaster Sound and Barrow Strait, Northwest Territories, in August and September 1976, par D. N. Nettleship et A. J. Gaston.
N° de cat. CW69-1/39. Publ. en 1978.
N° 40
Responses of Peary caribou and muskoxen to helicopter harassment, par Frank L. Miller et Anne Gunn.
N° de cat. CW69-1/40. Publ. en 1979.
N° 41
Des communautés aviennes du parc national de la Mauricie, Québec, par J. L. DesGranges. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/41F. Publ. en 1979.
N° 42
Études écologiques de la population d'ours blancs dans le nord du Labrador, par Ian Stirling et H. P. L. Kiliaan. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/42F. Publ. en 1980.
N° 43
Méthodes de recensement des marmettes, espèce *Uria*: une approche unifiée, par I. R. Birkhead et D. N. Nettleship. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/43F. Publ. en 1980.
N° 44
Études écologiques des populations d'ours blancs dans le sud-est de l'île Baffin, par Ian Stirling, Wendy Calvert et Dennis Andriashek. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/44F. Publ. en 1980.
N° 45
Les polynies dans l'Arctique canadien, par Ian Stirling et Holly Cleator (rédacteurs). Also available in English.
N° de cat. CW69-1/45F. Publ. en 1981.
N° 46
Les Petites Oies blanches de l'est de l'Arctique canadien, par H. Boyd, C. E. J. Smith et F. G. Cooch. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/46F. Publ. en 1982.
N° 47
Répartition et abondance des phoques dans la partie orientale de la mer de Beaufort, 1974–1979, par Ian Stirling, Michael Kingsley et Wendy Calvert. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/47F. Publ. en 1983.
N° 48
Le comportement alimentaire du caribou de Peary selon les conditions de la neige et de la glace du printemps, par F. L. Miller, E. J. Edmonds et A. Gunn. Also available in English.
N° de cat. CW69-1/48F. Publ. en 1983.